



Économie publique/Public economics

11 | 2002/2
Varia

La perception du Rmi affecte-t-elle le retour à l'emploi des chômeurs ?

Pierre Granier et Xavier Joutard



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/428>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 2003
ISBN : 2-8041-3944-1
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Pierre Granier et Xavier Joutard, « La perception du Rmi affecte-t-elle le retour à l'emploi des chômeurs ? », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 11 | 2002/2, mis en ligne le 02 janvier 2006, consulté le 22 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/428>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 11 – 2002/2



Pour toute information sur notre fonds et les nouveautés dans votre domaine de spécialisation, consultez notre site web: <http://www.deboeck.com>

© De Boeck & Larcier s.a., 2003
Éditions De Boeck Université
Rue des Minimes, 39 B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

D 2003/0074/252

ISSN 1373-8496
ISBN 2-8041-3944-1

économiepublique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Pierre Granier*

Université de la Méditerranée, Greqam, Idep

Xavier Joutard*

Université de la Méditerranée, Greqam, Idep

La perception du Rmi affecte-t-elle le retour à l'emploi des chômeurs ?

Résumé

Cet article exploite les données des Enquêtes Emploi couvrant la période 90-97 pour étudier l'influence de la perception du Rmi sur la sortie du chômage vers l'emploi. Cette étude est réalisée à partir de la constitution d'un groupe témoin constitué d'individus satisfaisant aux conditions de ressource nécessaire à l'obtention du Rmi mais ne bénéficiant pas du dispositif. Afin de corriger un éventuel biais de sélection, les processus d'appartenance au dispositif et de sortie vers l'emploi sont estimés simultanément. Les résultats obtenus suggèrent que la perception du Rmi affecte peu la sortie vers l'emploi des allocataires conservant un comportement de recherche actif sur le marché du travail. Cette influence n'est significativement négative qu'au sein des familles monoparentales. Les différences d'incitation en fonction de la configuration familiale ne se retrouvent pas dans la sortie vers l'emploi et la sortie vers le temps partiel n'est pas significativement plus faible parmi les allocataires.

mots clés : recherche d'emploi, revenu minimum, travail à temps partiel, biais de sélection

* Ce travail a bénéficié du soutien du Commissariat Général du Plan

Summary

In this paper, we analyse the effect of receiving the French minimum integration income (the Rmi) on the probability of leaving unemployment. Using the data collected by the Employment survey between 90 and 97, we construct a control group, which contains eligible individuals who do not receive the benefit. In order to take into account the potential selection bias, both process of applying for Rmi and leaving unemployment are simultaneously estimated.

The results suggest that the influence of receiving the minimum income is weak for active job seekers. This influence is only significant and negative for single parents. The differences in the work incentives of recipients are not confirmed by the data. Moreover, Rmi recipients are not apparently characterized by lowest probabilities of being employed at part time jobs.

Key words : job search, minimum income, part-time work, selection bias, work incentives

J.E.L. : C35, I38, J22, J64

Introduction

Le dispositif RMI a connu durant les années 90 une progression rapide du nombre de ses allocataires que la baisse récente est loin d'avoir compensée. Cette évolution qui témoigne de la progression de la pauvreté parmi les actifs et en particulier parmi les chômeurs n'est certainement pas étrangère au regain d'intérêt suscité par la question des interactions entre les dispositifs de minima sociaux et les performances du marché du travail. Les réformes qu'a connu le système de protection du risque de chômage au tournant des années quatre vingt dix ont sans doute une part de responsabilité dans cette évolution, mais c'est davantage encore dans l'inadéquation croissante entre un marché du travail en profondes mutations et un système d'assurance chômage dont les principes essentiels n'ont finalement guère évolué qu'il convient d'en rechercher les causes premières. De fait, le niveau élevé du chômage de longue durée, la multiplication des parcours professionnels chaotiques alternant brèves périodes d'emploi et épisodes de chômage et les difficultés d'insertion des jeunes, excluent de l'assurance chômage une part croissante des

demandeurs d'emploi dont l'activité est insuffisante en regard des critères requis pour l'ouverture des droits ou qui ont épuisé leurs droits.

Il serait toutefois réducteur de restreindre la question de l'articulation entre le système de protection sociale et les performances du marché du travail à la seule question de l'absence de couvertures des nouveaux risques engendrés par les mutations du marché du travail. Il convient aussi de s'interroger sur la manifestation de trajectoires de pauvreté ou d'exclusion au sein desquelles s'inscriraient les bénéficiaires du volet solidarité de la protection sociale.

Des travaux récents, largement médiatisés, (par exemple Laroque et Salanié (2000 a,b) Pisani-Ferry (2000)) ont largement contribué à relancer le débat sur les mécanismes de trappe à pauvreté ou à inactivité au sein desquelles les dispositifs de minima sociaux contribueraient à enfermer les bénéficiaires.

Il existe aujourd'hui un certain consensus, au moins parmi les économistes, à propos de certains effets pervers de l'actuel système de minima sociaux. Au delà de certaines incohérences largement soulignées (voir par exemple le rapport du CSERC (1997)) ce sont les mécanismes désincitatifs à l'insertion professionnelle qui sont dénoncés. Ces mécanismes bien connus, au moins dans leurs principes, résultent du caractère différentiel des allocations versées qui rend négligeable le gain monétaire procuré par une reprise d'activité, du moins lorsque celle-ci ne s'effectue pas sur un emploi à temps complet. Les exemples de situations aberrantes caractérisées par un gain négatif en raison de prestations ou de dégrèvements liés au statut et non au montant de ressources ont été largement mentionnés et parfois pris en compte dans les modifications de législations.

En dépit de l'importance du sujet et du débat qu'il suscite, on connaît finalement assez mal les trajectoires d'insertion des allocataires du revenu minimum d'insertion. Cette méconnaissance est largement due à un manque d'informations statistiques qu'une enquête récente de l'INSEE menée auprès d'un échantillon d'allocataires de décembre 1996 a contribué à combler. Les premières exploitations de cette enquête apportent d'utiles et importantes informations sur les sorties vers l'emploi des allocataires tant en termes de rythme que de nature ou de durée des emplois recouverts. Ces données d'enquêtes réalisées auprès d'échantillons d'allocataires sont par contre difficilement exploitables pour identifier un éventuel effet de la perception d'une allocation dans le processus de sortie vers l'emploi.

Ce travail cherche à identifier un tel effet en exploitant les données des Enquêtes Emploi successives couvrant la période 1990-1997. En raison entre autres d'une sous représentation marquée des bénéficiaires du Rmi, ces données ont rarement été utilisées pour l'analyse des sorties vers l'emploi des allocataires. (voir encadré 1) Ces données permettent cependant de suivre pendant une certaine durée les parcours professionnels d'individus initialement bénéficiaires ou non du RMI, information indispensable pour pouvoir espérer identifier un effet propre de la perception d'une allocation sur les trajectoires professionnelles futures. En particulier,

l'un des attraits des données de l'Enquête Emploi pour l'étude des effets du RMI sur le processus de sortie vers l'emploi est de rendre possible la constitution d'un échantillon de ménages satisfaisant, au moment de l'enquête, aux conditions de ressources nécessaires à l'obtention du RMI. Le fait que toutes les personnes du ménage soient, théoriquement, interrogées nous permet en effet de disposer d'une information relativement détaillée sur la situation et le revenu de chacun au sein du ménage. Il est ainsi possible de calculer, de manière évidemment imparfaite le revenu global du ménage qui peut être comparé aux conditions de ressources imposées en fonction de la configuration du ménage.

Comme une fraction seulement des ménages satisfaisant aux conditions de ressource déclare, lors de la même interrogation, percevoir le RMI, l'échantillon d'éligibles constitué va être utilisé à un double niveau. Il va tout d'abord servir à former un groupe témoin nécessaire pour apprécier l'impact de la perception d'une allocation sur la sortie vers l'emploi. Il va être ensuite utilisé pour estimer le processus d'appartenance au dispositif RMI sachant que les conditions de ressources sont satisfaites. Le principal problème méthodologique que pose l'identification d'un effet propre de la perception de l'allocation sur le retour vers l'emploi concerne en effet l'existence d'un possible biais provenant de l'endogénéité du statut. Ce biais peut être corrigé en estimant simultanément le processus d'appartenance au dispositif et le processus de retour à l'emploi. Par ailleurs, des éléments de réponses pourront être ainsi apportés à une question importante qui est de savoir si les difficultés d'insertion des allocataires relèvent de caractéristiques individuelles ou de parcours propres explicatifs de leur statut ou si elles révèlent au contraire des effets désincitatifs ou de stigmatisation liés à ce statut.

La première section décrit le processus de sélection de l'échantillon de ménages satisfaisant aux conditions de ressources et présente quelques statistiques descriptives de cet échantillon et du sous échantillon constitué des allocataires du RMI. La seconde section présente les résultats d'estimation concernant l'influence de la perception du RMI quant à la situation sur le marché du travail deux années plus tard. Il s'agit de voir si les bénéficiaires du RMI connaissent, toutes choses égales par ailleurs, une plus faible probabilité d'occuper un emploi deux années après leur première interrogation. La section trois s'intéresse au type d'emploi éventuellement recouvré. Plus précisément on cherche à identifier un éventuel effet du statut sur la probabilité que l'emploi soit aidé ou à temps complet. D'une part, les difficultés d'insertion des allocataires pourraient s'expliquer par un accès plus rare aux emplois à temps partiel financièrement peu attractifs et en proportion croissante, d'autre part, des mécanismes de discrimination positive jouant en faveur des allocataires pourraient contribuer à masquer les difficultés d'insertion.

encadré 1

L'Enquête Emploi

Les Enquêtes Emploi sont réalisées chaque année au mois de mars par l'INSEE auprès d'un échantillon d'individus représentatif de l'ensemble des personnes de plus de 15 ans vivant en France métropolitaine. Cet échantillon d'environ 150000 individus est renouvelé par tiers tous les ans de sorte que chaque individu est en principe interrogé trois années consécutives. Toutes les personnes de plus de 15 ans appartenant à un même ménage font normalement l'objet d'une interrogation spécifique.

Un grand nombre de questions concerne l'activité professionnelle à propos de laquelle on dispose donc d'une information riche et détaillée. L'information est également assez complète concernant les caractéristiques individuelles. Elle l'est beaucoup moins concernant les revenus qui sont relativement mal renseignés en raison à la fois du faible nombre de questions s'y rapportant et du taux relativement élevé de non réponses. En particulier, on ne dispose que de très peu d'informations sur les revenus de transferts ce qui pose d'évidents problèmes lorsque l'on s'intéresse aux minima sociaux.

Si les individus sont interrogés une fois par an, des questions rétrospectives concernant leur activité professionnelle mois par mois au cours de l'année écoulée permettent de reconstituer un calendrier mensuel. Cette information précieuse pour étudier les trajectoires de sortie et/ou de retour au chômage n'est malheureusement pas toujours très fiable.

Près de la moitié des allocataires ne sont pas représentés dans les Enquêtes Emploi. Deux principaux facteurs se conjuguent vraisemblablement pour expliquer cette sous représentation pouvant justifier la faible exploitation de ces données. Tout d'abord, le champ de l'enquête exclu les personnes les plus marginalisées sans domicile fixe ou vivant en foyer qui sont à l'évidence particulièrement susceptibles d'entrer dans le dispositif RMI. Seules ensuite sont interrogées sur la perception ou non du RMI les personnes se déclarant au chômage ou à la recherche d'un emploi. Cette sous représentation pose donc un problème de représentativité des échantillons de rmistes que l'on peut constituer à partir des Enquêtes Emploi, les moins insérés socialement et les inactifs n'étant pas représentés. Le champ de l'étude qui pourra être réalisé sera donc restreint. En particulier aucun enseignement ne pourra être dégagé concernant l'influence de la perception d'une allocation sur les décisions de participation au marché du travail

Cette sous représentation n'est pas nécessairement synonyme d'une mauvaise représentation. La comparaison avec les statistiques des CAF révèle certes une proportion beaucoup plus faible d'isolés mais les CAF traitent comme foyer Rmistes les allocataires hébergés. Pour le reste les structures de population sont proches. Elles le sont également lorsque l'on compare la population des Rmistes recensés dans les Enquêtes Emploi à celle de l'échantillon de Enquêtes RMI

1. La population d'éligibles au revenu minimum d'insertion

Cette section est consacrée au descriptif de notre échantillon d'individus éligibles au revenu minimum d'insertion. Dans une première sous-section, nous détaillons la procédure adoptée pour constituer cette population dont tous les membres sont censés satisfaire, lors de leur première interrogation, aux conditions de ressources permettant l'accès au dispositif RMI.

La seconde sous section présente différentes statistiques décrivant l'échantillon sélectionné en distinguant les allocataires des individus éligibles déclarant ne pas percevoir le RMI. La proportion relativement faible d'allocataires parmi cet échantillon d'éligibles (environ le quart) peut paraître surprenante. Il est vraisemblable que faute d'informations détaillées sur les revenus perçus et en particulier les aides au logement, des erreurs de mesure ont été commises et qu'une partie des individus de l'échantillon ne satisfait pas dans la réalité aux critères de ressources. Il n'est toutefois pas clair que cette erreur de mesure soit source d'un biais systématique.

1.1. Sélection d'une population d'éligibles au revenu minimum d'insertion

La procédure de sélection a été réalisée sur tous les entrants des enquêtes 90 à 95 en exploitant les enquêtes jusqu'en 97 afin de pouvoir disposer d'un suivi longitudinal pour chacun d'eux. Sans prétendre reconstituer le mécanisme d'accès au RMI, ni appréhender la totalité des titulaires du RMI, il a fallu définir de stricts critères d'éligibilité. Ces derniers ont principalement été établis à partir de l'occupation actuelle de l'individu, de sa position au sein du ménage, du revenu et de la composition de son ménage.

Le point de départ a été de retenir les seules personnes qui, interrogées la première fois sur leur occupation actuelle, déclarent être chômeurs. Les raisons tiennent au fait que le questionnaire autour de la perception ou non du revenu minimum d'insertion est conditionnel à une volonté de recherche d'emploi de l'enquêté. De ce fait, il est impossible d'analyser les effets du RMI sur la sortie du non emploi.

La sélection a ensuite été segmentée en fonction de l'âge et de la place de la personne interrogée au sein du ménage.

À moins qu'ils aient une charge de famille, les jeunes de moins de 25 ans ont ainsi été éliminés de l'échantillon (rappelons qu'ils sont normalement exclus du dispositif RMI). Au sein du ménage, il a été nécessaire d'isoler les enfants (d'au moins 25 ans) hébergés au domicile de leurs parents dans la mesure où seule leur situation

personnelle est à considérer¹ et qu'ils peuvent être titulaires du revenu minimum indépendamment du fait que l'un des parents en bénéficie. Ce n'est plus le cas des membres principaux du ménage – chef de ménage et conjoint – pour lesquels l'obtention du RMI est décidée en fonction d'un revenu global établi à partir de la situation professionnelle et financière de chacun et du nombre d'enfants. Ce revenu global va tenir compte en particulier des allocations familiales (reconstituées) et des revenus d'assurance chômage (déclarés).

Le plafond de revenu décisif dans l'attribution de l'allocation différant suivant le statut du ménage², les familles monoparentales (avec enfants) ont naturellement été distinguées des couples. Pour ces derniers, les conditions de ressource ne devraient, en règle générale, être satisfaites que lorsque le chef de ménage et son conjoint se retrouvent tous deux en situation de recherche d'emploi. Ils peuvent alors prétendre l'un ou l'autre à l'obtention du revenu minimum. Que seul l'un d'eux puisse effectivement percevoir ce revenu importera peu dans la suite de l'analyse³. On conviendra que le ménage et ses composantes principales font alors partie de la catégorie « Rmistes ».

Dans le but de limiter les erreurs d'affectation, nous avons procédé à certains aménagements. C'est ainsi que toutes les familles monoparentales avec enfant(s) de moins de trois ans ont été exclues – par l'allocation parent isolé attribué dans ce cas, ces ménages atteignent le plafond RMI – de même que les ménages où un conjoint travaille sans que son revenu d'activité soit connu. Sont également éliminés, faute de pouvoir calculer le revenu global du ménage, tous les ménages où l'un des deux conjoints n'a pu être interrogé.

Une fois l'échantillon des éligibles constitué, tout changement survenu dans la situation familiale ou professionnelle de chaque membre du ménage (chef de ménage, conjoint ou enfant hébergé) est enregistré.

À l'issue de cette procédure séquentielle, nous parvenons à un échantillon de 3584 personnes satisfaisant les conditions de ressources d'éligibilité. Parmi eux, 830 déclarent percevoir (au sein de leur ménage) le revenu minimum d'insertion. Il est difficile d'établir clairement si, à travers cette méthode, nous parvenons à réunir l'ensemble des personnes ayant droit à l'allocation RMI. On peut en tout cas vérifier que l'application des critères retenus ne conduit pas à l'éviction des titulaires du RMI recensés dans les enquêtes. Sans qu'il soit jamais fait référence à la variable RMI du fichier, cette procédure de sélection permet de récupérer les allocataires du fichier encore présents. Le phénomène d'attrition qui les concerne a pour l'essentiel

¹ Il est néanmoins toujours possible que certains aient déjà formé une famille, elle-même hébergée sous le même toit mais cette situation ne peut sérieusement être appréhendée au sein des enquêtes emploi

² Nous avons retenu les plafonds de 2139FF, 3062FF, 3651FF, 4380FF appliqués pour des personnes seules respectivement sans enfant, avec un enfant, deux enfants, trois enfants. Pour tout enfant supplémentaire, on ajoute à la dernière somme 961FF. Dans le cas d'un couple, les plafonds passent respectivement à 3062FF, 3652FF, 4380FF, 5352FF. Pour tout enfant supplémentaire, on ajoute à cette dernière somme 961FF.

³ Quoiqu'une proportion non nulle des ménages rmistes déclarent tous deux bénéficier du revenu minimum.

une double origine, la sélection des personnes interrogées sur le strict critère du chômage – seuls 75% des allocataires sont conservés – puis la nécessité de disposer, pour les couples, des informations à la fois sur le chef de ménage et sur son conjoint – on subit à nouveau un taux d'attrition de près de 25% sur les restants du fichier –. Paradoxalement, l'attrition consécutive au suivi longitudinal devient ensuite négligeable.

Même s'il est probable que le nombre de personnes sélectionnées excède l'ensemble des personnes réellement éligibles au revenu minimum, Laroque et Salanie (2000) ont eu l'occasion de noter, dans des travaux similaires sur ces mêmes données, une proportion non négligeable de personnes ne bénéficiant pas du revenu minimum alors même qu'elles satisfaisaient aux conditions de ressource. Des travaux anglo-saxons insistent également sur l'existence d'une participation inégale aux programmes de minima sociaux (Bingley et Walker (1997) évoquent le cas des programmes d'intéressement au Royaume Uni).

Nous restons évidemment tributaires de l'exactitude des informations de revenu fournies par chacun des membres du ménage, d'autant plus que certaines allocations sont absentes du fichier (telle l'allocation logement)⁴. Il reste que si plusieurs ménages ne satisfont effectivement pas les critères les plus stricts, leur situation financière est bien proche et comparable à celle des ménages pouvant réellement prétendre au revenu minimum.

L'erreur de mesure commise ne biaise finalement les estimations que dans la mesure où les individus retenus par erreur dans l'échantillon présentent des caractéristiques particulières explicatives d'une trajectoire professionnelle distincte de celle des autres éligibles ne percevant pas d'allocation. Si leur sortie vers l'emploi est plus difficile, l'effet éventuellement pénalisant de l'allocation sera sous-estimé. Il sera surestimé dans le cas contraire. Peu de raisons semblent pouvoir justifier un biais systématique. Il est toutefois possible que le montant de l'indemnité chômage étant relativement mal renseigné, des chômeurs bénéficiant d'un niveau relativement élevé d'indemnisation et de ce fait sortant moins rapidement du chômage soient inclus par erreur dans l'échantillon. Dans cette optique, nous avons reconstitué l'échantillon d'éligibles en ne retenant que les ménages ne bénéficiant d'aucune indemnité chômage. Assez logiquement la proportion d'allocataires dans l'échantillon augmente passant de 23.2% à 35.1% sans que cela constitue une preuve de l'erreur de mesure, l'entrée dans le dispositif RMI n'offrant pas un bénéfice important aux chômeurs indemnisés. En appliquant cette restriction supplémentaire, 1666 individus, soit plus de 40% de l'échantillon disparaissent de la population des éligibles dont 156 allocataires du RMI. Les résultats des estimations réalisées en retenant cet échantillon restreint d'éligibles (cf annexe 1) ne révèlent pas de différences marquées par rapport à ceux obtenus à partir de l'échantillon complet.

⁴ Là encore, ces omissions et éventuelles erreurs devraient globalement contribuer à sous-évaluer le niveau exact du revenu des ménages de l'enquête emploi et ainsi à gonfler notre population d'éligibles.

1.2. Statistiques descriptives des échantillons

Le tableau 1 compare la structure par âge de l'ensemble des éligibles, des allocataires et des non allocataires.

Tableau 1 : Structures par âge des échantillons

	Ensemble non allocataires	Allocataires	Ensemble	% non alloc.	% Alloc.	%
moins de 25 ans	64	39	25	1,8	1,4	3
25 - 35 ans	1063	760	303	29,7	27,6	36,5
35 - 50 ans	1381	1049	332	38,5	38,1	40
50 ans et plus	1076	906	170	30	32,9	20,5
total	3584	2754	830	100	100	100

Ce tableau suggère que la jeunesse souvent soulignée des allocataires du RMI n'est peut être pas simplement due au caractère subsidiaire du RMI dans le système de protection sociale, les jeunes n'ayant pas acquis de droits suffisants étant de ce fait particulièrement nombreux au sein de la population satisfaisant aux conditions de ressource. La forte proportion de jeunes parmi les allocataires pourrait aussi s'expliquer par un recours plus fréquent au dispositif parmi les jeunes.

Un constat assez similaire peut être effectué du point de vue de la situation familiale. L'isolement des allocataires, certainement surestimé dans les statistiques de la CNAF, demeure une caractéristique importante de cette population. Le tableau 2 indique que cet isolement ne résulte pas simplement des conditions de ressources imposées mais aussi d'un recours relativement plus important au dispositif parmi les isolés les hébergés et à un degré moindre les familles monoparentales. Si la situation familiale de la population des allocataires est relativement différente de celle de l'ensemble des allocataires enquêtés une année donnée, cette différence s'explique en grande partie par la procédure de sélection qui conduit, pour les personnes vivant en couples, à retenir comme allocataires les deux individus. De ce fait la proportion d'allocataires vivant en couple est plus importante au sein de l'échantillon que parmi les allocataires représentés dans l'enquête une année donnée.

Les motifs de la recherche d'emploi font également apparaître d'importantes différences entre la population des éligibles et celles des allocataires. On observe (tableau 3) que 42% des individus satisfaisant aux conditions de ressources sont en situation de recherche d'emploi à la suite d'un licenciement économique ou d'une démission. Ce pourcentage tombe à moins de 30% pour la seule population des allocataires. Cela semble indiquer que les personnes ayant par le passé bénéficiés d'un emploi stable ont moins tendance à entrer dans le dispositif lorsqu'elles satisfont aux conditions de ressources. Ce point sera confirmé par la suite par une analyse « toutes choses égales par ailleurs ».

Tableau 2 : *Situation familiale*

	Ensemble	non alloc.	Alloc.	Ensemble %	non alloc. %	Alloc. %
couple avec enfants	1349	1079	270	37,6	39,2	32,5
couple sans enfant	556	469	87	15,5	17	10,5
familles monoparentales	490	366	124	13,7	13,3	14,9
hébergés chez parents	671	472	199	18,7	17,1	24
isolés	518	368	150	14,5	13,4	18,1
total	3584	2754	830	100	100	100

Tableau 3 : *Répartition en fonction du motif de la recherche d'emploi*

	Ensemble	non alloc.	Alloc.	Ensemble %	non alloc. %	Alloc. %
Autres	620	438	182	17,3	15,9	21,9
fin de CDD	1102	809	293	30,7	29,4	35,3
Licenciement	1501	1257	244	41,9	45,6	29,4
n'a pas ou a cessé de	361	250	111	10,1	9,1	13,4
total	3584	2754	830	100	100	100

L'étude de l'ancienneté de chômage peut être instructive tant il est considéré comme avérée l'existence d'une corrélation entre le RMI et le chômage de longue durée.

Sans surprise, on observe que la fréquence du chômage de longue durée (ancienneté supérieure à 12 mois) est importante parmi la population satisfaisant aux conditions de ressources. 55% de la population des éligibles est au chômage depuis plus d'un an, ce pourcentage était de 38% parmi l'ensemble des chômeurs en 1994. Il est plus intéressant de constater que la part des chômeurs de longue durée est encore sensiblement plus importante lorsque l'on considère la seule population des allocataires du RMI. Plus de 70% de ces allocataires sont au chômage depuis plus d'un an. Le lien entre le RMI et le chômage de longue durée n'est donc pas uniquement lié aux conditions de ressources et à l'épuisement des droits à l'indemnisation.

Tableau 4 : *Répartition suivant l'ancienneté de chômage*

	Ensemble	non alloc.	Alloc.	Ensemble %	non alloc. %	Alloc. %
moins de 12 mois	1608	1366	242	44,9	49,6	29,2
de 12 à 24 mois	653	446	207	18,2	16,2	24,9
de 24 à 36 mois	357	247	110	9,9	9	13,3
de 36 à 50 mois	526	370	156	14,7	13,4	18,8
50 mois et plus	440	325	115	12,3	11,8	13,8
total	3584	2754	830	100	100	100

Plusieurs interprétations alternatives peuvent être avancées pour expliquer cette fréquence particulièrement élevée du chômage de longue durée parmi les bénéficiaires du RMI.

L'explication qui peut sembler la plus évidente est que les allocataires du RMI connaissent des taux de sortie vers l'emploi plus faibles que l'ensemble des éligibles. Les allocataires peuvent présenter des caractéristiques individuelles observables particulières qui interviennent également dans le processus de sortie vers l'emploi. Ils peuvent être aussi victimes d'un mécanisme de stigmatisation. Il est également envisageable que les allocataires présentent des caractéristiques individuelles inobservées, se traduisant par exemple par un comportement de recherche moins actif, expliquant des durées de chômage plus importantes.

Une autre explication peut être avancée peut être plus immédiate : Les personnes satisfaisant aux conditions de ressources ne rentreraient pas immédiatement dans le dispositif et n'y auraient finalement recours qu'au-delà d'une certaine durée passée au chômage. Dans ce dernier cas, la fréquence importante du chômage de longue durée est compatible avec un risque de sortie vers l'emploi identique aussi bien qu'avec un risque plus faible en cas de dépendance temporelle.

Discriminer entre ces différentes interprétations est difficilement réalisable sur la base des données dont nous disposons. Le processus d'appartenance au dispositif RMI est un processus endogène qu'il faudrait pouvoir estimer simultanément avec le processus de sortie vers l'emploi. Nous ne disposons malheureusement ni de l'ancienneté dans le dispositif ni d'un calendrier mensuel renseignant mois par mois sur la perception du RMI. L'éclairage apporté dans la suite de cet article ne pourra donc être qu'imparfait.

2. L'influence de la perception d'une allocation sur la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi

Cette section a pour objectif d'étudier si la perception du RMI affecte la probabilité d'être en emploi deux ans plus tard. D'un point de vue méthodologique, la procédure consiste à estimer simultanément deux probabilités : celle d'être allocataire lorsque l'on est éligible et celle d'être en emploi deux ans plus tard. Ces probabilités sont dérivées de deux modèles probit reliés entre eux par les termes d'erreur du modèle sous-jacent distribués suivant une loi normale bivariée. (cf encadré 2) Présent en avant dernière ligne du tableau 1, le terme ρ mesure le coefficient de corrélation de la normale bivariée et rend ainsi compte de l'interdépendance pouvant exister entre les chances d'occuper un emploi deux ans plus tard d'un côté

et de participation au dispositif RMI, de l'autre. L'intérêt de cette démarche est de pouvoir contrôler le caractère éventuellement endogène du processus d'obtention de l'allocation RMI.

Les résultats reproduits dans le tableau 1 sont présentés séparément en deux temps afin de faciliter leur interprétation. Les facteurs déterminants de l'entrée dans le dispositif sont d'abord analysés puis est étudié l'effet de la perception d'une allocation sur la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi.

encadré 2

Les modèles Probit Bivariés

On s'intéresse à deux variables qualitatives bi-modales, d'un coté la participation dans le dispositif RMI (d_i), de l'autre, l'obtention d'un emploi deux ans après la première interrogation (y_i), la première intervenant comme facteur causal d'un retour à l'emploi. Ces variables sont observées sur l'échantillon des personnes éligibles au revenu minimum. Formellement, ces deux processus peuvent être modélisés, à partir de variables index (latentes) y_i^* et d_i^* de la façon suivante :

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{si } d_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } d_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{où } d_i^* = x_{1i}^\gamma + \varepsilon_{1i}$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{où } y_i^* = x_{2i}^\beta + d_i\alpha + \varepsilon_{2i}$$

Une spécification de type probit consiste à spécifier une hypothèse de normalité pour la loi conditionnelle des composantes d'erreur des modèles de régression sous-jacents (la normalisation à 1 des variances est ici nécessaire en raison du manque d'information sur les variables y_i^* et d_i^*) :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \end{pmatrix} / x_i \sim N_2 \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right)$$

À moins que les deux termes ε_{1i} et ε_{2i} soient indépendants ($\rho = 0$), le paramètre α est seulement identifié sous la condition qu'au moins une variable exogène du vecteur x_{1i} soit exclue du vecteur x_{2i} . Sous cette condition d'identification, et sous les conditions de régularité usuelles, l'estimateur du maximum de vraisemblance est convergent. La contribution générique à la fonction de vraisemblance est alors (Maddala, (1983), p123) :

$$L_i = P_{11}^{d_i y_i} P_{10}^{d_i(1-y_i)} P_{01}^{(1-d_i)y_i} P_{00}^{(1-d_i)(1-y_i)}$$

$$\begin{aligned} \text{où} \quad P_{11} &\equiv P(d_i = 1 \text{ et } y_i = 1/x_i) = \Phi_2(x_{1i}^\gamma, x_{2i}^\beta + \alpha; \rho) \\ P_{10} &\equiv P(d_i = 1 \text{ et } y_i = 0/x_i) = \Phi_2(x_{1i}^\gamma, -x_{2i}^\beta - \alpha; \rho) \\ P_{01} &\equiv P(d_i = 0 \text{ et } y_i = 1/x_i) = \Phi_2(-x_{1i}^\gamma, x_{2i}^\beta; -\rho) \\ P_{00} &\equiv P(d_i = 0 \text{ et } y_i = 0/x_i) = \Phi_2(-x_{1i}^\gamma, -x_{2i}^\beta - \alpha; -\rho), \end{aligned}$$

$\Phi_2(\cdot, \cdot; \sigma_{12})$ représentant la fonction de répartition d'une loi normale bivariée d'espérance nulle, de variance unité et de covariance σ_{12}

2.1. La présence dans le dispositif RMI

Parmi les individus pouvant prétendre accéder au dispositif RMI, seule une partie déclare percevoir l'allocation. Peut-on mettre à jour d'éventuels profils particuliers au sein de cette population d'allocataires ?

Les variables explicatives retenues se rapportent à la fois au profil individuel et au parcours antérieur. Concernant le profil individuel sont retenus l'âge (regroupé en 4 classes), le sexe, 3 niveaux de diplôme (aucun, bepc, cap ou plus) et la situation familiale. On distingue pour cette dernière variable les individus hébergés chez leurs parents, les isolés, les chefs de familles monoparentales avec un enfant, les mêmes avec deux enfants ou plus, les couples sans enfants, ceux avec un enfant, ceux avec deux enfants ou plus.

Le parcours antérieur est décrit par l'ancienneté de chômage, la raison pour laquelle l'individu est en situation de recherche d'emploi, le temps écoulé depuis le dernier emploi, la perception d'une allocation chômage et le motif de non perception.

D'après les résultats obtenus (cf tableau 1) parmi les caractéristiques individuelles seuls l'âge et le sexe semblent déterminants. Toutes choses égales par ailleurs la probabilité d'être allocataire est plus importante pour un homme et cette probabilité diminue au fur et à mesure que l'âge augmente. La proportion relativement importante de jeunes parmi les bénéficiaires du RMI ne résulterait donc pas simplement de leur poids parmi la population des éligibles en raison des difficultés d'insertion qu'ils rencontrent et leur absence de droits à l'indemnisation. Elle s'expliquerait également par un recours plus fréquent au dispositif dès lors que les conditions de ressource sont remplies. Interpréter cette influence de l'âge est plus délicat. Il est tout d'abord probable que les jeunes soient davantage informés du dispositif. Il est aussi possible que les jeunes éprouvent moins de réticence que leurs aînés à faire appel à la solidarité publique. On ne peut toutefois pas écarter l'éventualité d'un biais dans la constitution de l'échantillon des éligibles. Les jeunes n'ayant souvent pas acquis les droits suffisants à l'indemnisation du chômage et ayant un accès limité aux autres minima sociaux, l'erreur commise dans la constitution de l'échantillon serait moins importante pour eux que pour les classes d'âge élevé pour lesquelles la population d'éligibles serait surestimée.

Concernant l'influence du sexe, il convient de rappeler que les deux conjoints d'un couple bénéficiant du RMI sont retenus en tant qu'allocataires. Le recours plus fréquent des hommes au dispositif ne concerne donc que les individus sans conjoints et n'est pas lié à un simple aspect déclaratif.

La situation familiale n'exerce une influence significative que dans un seul cas : celui des familles monoparentales. La proportion importante des familles monoparentales au sein de la population des allocataires relativement à leurs poids dans la population des éligibles ne provient donc pas d'un effet de structures mais d'un recours plus fréquent au dispositif. Il est peu vraisemblable que l'erreur commise

dans la constitution de l'échantillon des éligibles soit différente pour cette catégorie de population et il faut chercher ailleurs les raisons de ce qui paraît relever d'un comportement spécifique. Nous proposerons plus loin une interprétation de ce comportement.

Le parcours antérieur influence souvent significativement la probabilité d'être allocataire. Le nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi et la durée de l'épisode de chômage influencent positivement la probabilité d'être dans le dispositif comme le laissait présager les (relativement) importantes proportions de durées de chômage longues ou très longues parmi les allocataires. Cette influence peut révéler un risque de sortie du chômage plus faible pour les allocataires, mais il est aussi possible que les personnes satisfaisant aux conditions de ressources estiment dans un premier temps pouvoir trouver un emploi prochainement et retardent leur entrée dans le dispositif. Par ailleurs en raison de la dégressivité de l'indemnisation du chômage le montant de l'allocation augmente avec la durée de l'épisode de chômage ce qui peut également expliquer les entrées tardives. Il est également vraisemblable que l'erreur commise dans la constitution de l'échantillon d'éligibles soit plus faible pour les chômeurs de longues durées ayant épuisé leurs droits à l'indemnisation.

Les personnes ayant subi un licenciement économique entrent moins fréquemment dans le dispositif. Ce résultat est assez cohérent avec les observations ayant pu être faites par ailleurs (voir par exemple Granier et Joutard (99) sur les pratiques d'activités réduites) qui suggèrent que les personnes ayant fait l'objet d'un licenciement économique sont à la recherche d'une réinsertion durable sur le marché du travail et ne sont pas candidates à des emplois précaires ou des activités occasionnelles. À l'inverse, les personnes n'ayant jamais travaillées bénéficient plus fréquemment d'une allocation.

Ne pas bénéficier d'indemnités chômage élève la probabilité d'être dans le dispositif RMI, mais il faut être prudent sur ce point en raison de l'erreur de mesure. Cet effet est plus sensible lorsque les droits à l'indemnisation ont été épuisés.

2.2. L'influence du RMI sur la probabilité d'emploi ultérieur

L'influence de la perception d'une allocation dans la modélisation de la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi a été systématiquement croisée avec la situation familiale. Deux principales raisons expliquent ce choix. On sait d'une part que pour les bénéficiaires du RMI, l'étendue de la zone de revenu d'activité affecté d'un taux marginal de prélèvement de 100% dépend de la configuration familiale. Cet aspect est bien mis en évidence dans un rapport récent du CERC (2001). L'étendue de cette zone est minimale pour les célibataires et maximale pour les couples ayant deux enfants. On a vu d'autre part que la probabilité d'être allocataire était

Tableau 1

Probit bivarié	Probabilité d'occuper un emploi 2 ans après		Probabilité de perception du RMI	
Variabes	Coeff	Écart	Coeff	Écart
Constante	-0.5619	0.2088	-0.5997	0.1895
Homme	0.1260	0.0552	0.2528	0.05796
<i>DIPLOME - Réf. Sans diplôme</i>				
BEPC	0.1570	0.0543	-0.0662	0.0609
CAP et plus	0.3244	0.0912	-0.0724	0.1021
<i>AGE - Réf. : moins de 25 ans</i>				
25 - 34 ans	0.3201	0.1842	-0.2533	0.1706
35 - 49 ans	0.1705	0.1855	-0.3603	0.1688
50 ans et plus	-0.4545	0.1951	-0.6907	0.1776
SITUATION FAMILIALE - Réf : Enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile				
Couple sans enfant	-0.09531	0.1021	-0.0764	0.0983
Couple avec 1 enfant	-0.0317	0.1060	0.1640	0.1005
Couple avec 2 enfants ou plus	0.0922	0.0795	-0.0710	0.0829
Célibataire	0.0170	0.0877	0.1965	0.09314
Famille monoparentale avec un enfant	0.2600	0.1204	0.4212	0.1239
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0.1827	0.1112	-0.0009	0.1161
MOTIF D'ENTRÉE AU CHOMAGE - Réf : autres motifs				
Motif d'inscription : fin de CDD	-0.0264	0.0661	0.0770	0.0716
Licenciement Écon.	0.0676	0.0649	-0.2613	0.07109
N'a jamais travaillé	-0.0682	0.1204	0.3173	0.1121
Expérience en emploi	-0.0036	0.0070	0.0175	0.0068
STATUT FAMILIAL croisé avec le RMI - Réf. : ne perçoit pas le Rmi				
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	-0.2781	0.1728	-	-
Famille monop avec enf. percevant le RMI	-0.4624	0.2089	-	-
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	-0.2013	0.1920	-	-
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	0.0247	0.2240	-	-
ALLOCATION CHOMAGE - Réf. : aucune allocation				
Perception d'une allocation Chômage	-	-	-0.7073	0.06696
Épuisement d'une allocation Chômage	-	-	0.5752	0.0675
Ancienneté de chômage	0.01349	0.00335	0.0077	0.0013
ρ	0.1074	0.1020		
Log. Vraisemblance		-3532.695		

significativement plus importante pour les familles monoparentales que pour les autres configurations familiales. Il peut être alors instructif de voir si la perception d'une allocation exerce une influence particulière au sein de ce groupe.

Quatre configurations familiales ont donc finalement été croisées avec la perception d'une allocation : les isolés, les familles monoparentales, les couples n'ayant pas deux enfants et les couples avec deux enfants.

Les autres variables explicatives introduites sont celles retenues précédemment à l'exception de celles concernant l'indemnisation du chômage.

Concernant les caractéristiques individuelles on observe sans réelles surprises que le niveau de diplôme exerce une influence significativement positive et que les hommes au chômage ont une probabilité plus élevée d'occuper un emploi ultérieurement que leurs homologues féminines. L'âge influence négativement cette probabilité dès la classe des 35-50 ans. Il est probable qu'un découpage plus fin aurait conduit à une apparition plus tardive de cette dépendance. L'influence de la composition familiale n'est jamais significative, seule la présence d'un enfant de moins de 3 ans réduit la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi.

Parmi les variables décrivant le parcours antérieur, seule la durée du chômage intervient significativement avec, sans surprise, un signe négatif.

De manière générale, la perception d'une allocation n'affecte significativement la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi qu'au sein des familles monoparentales. Cette absence d'influence que l'on observe aussi bien pour les couples que pour les personnes isolées qui sont confrontées à des incitations monétaires différentes suggèrent que les effets désincitatifs du RMI sur le retour à l'emploi sont sans doute faibles pour les personnes demeurant en recherche d'emploi ou plus précisément, que si ces effets existent, ils ne résultent pas d'un taux plus prononcé de rejet des offres diminuant la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi.

Il reste qu'il est frappant de constater que l'influence de la perception d'une allocation n'est significative qu'au sein de la configuration familiale ayant plus fréquemment recours au dispositif RMI.

Cette influence ne peut être associée à des taux marginaux de prélèvement particulièrement dissuasifs, à nombre équivalent d'enfants l'étendue de la zone de taux marginaux de 100% étant plus importante pour les couples. Il est possible d'avancer une explication alternative qui demande à être étayée : pour les familles monoparentales (il s'agit dans l'écrasante majorité des cas de femmes avec enfants), le coût d'occupation d'un emploi est sensiblement plus important que pour les autres structures familiales. Au coût en termes d'efforts et aux coûts monétaires directs (transports, habillement, restauration...) s'ajoutent des coûts de garde non supportés par les autres structures familiales. Les perspectives salariales étant de toutes façons limitées, les incitations à une recherche d'emploi active seraient particulièrement faibles pour les familles monoparentales et leurs entrées plus fréquentes au sein du dispositif RMI serait la marque de ce retrait partiel du marché

du travail, ce retrait expliquant par ailleurs l'influence observée de la perception d'une allocation pour les familles monoparentales.

Très schématiquement l'entrée dans le dispositif RMI obéirait à deux logiques distinctes. Dans le premier cas le recours au dispositif serait utilisé comme substitut aux indemnités chômage par des individus continuant une recherche active sur le marché du travail. C'est le cas des jeunes n'ayant pas acquis de droit suffisant qui l'utilisent comme une allocation d'insertion et des chômeurs de longue durée ayant épuisé leurs droits. Ces individus qui demeurent actifs dans leurs recherches seraient peu sensibles aux incitations monétaires immédiates et la perception d'une allocation n'aurait pas d'influence dans leur insertion sur le marché du travail.

Dans le second cas, le RMI serait utilisé comme un revenu de subsistance par des individus ayant renoncé - en raison peut être de cette possibilité qui leur est offerte - à une recherche active sur le marché du travail et qui se situeraient sur la frontière floue séparant le chômage de l'inactivité. Les familles monoparentales qui supportent des coûts d'occupation d'un emploi particulièrement importants seraient plus fréquemment dans ce cas et seraient donc particulièrement concernées par les mécanismes de trappe au sous emploi.

Disposer de données renseignant sur la perception du RMI parmi les inactifs permettrait d'apprécier davantage la validité de cette interprétation. Nous devons nous contenter d'examiner si celle ci reste cohérente avec les résultats des autres estimations et tout d'abord celle concernant l'influence de la perception d'une allocation sur la nature de l'emploi occupé.

3. L'influence de la perception d'une allocation sur le temps de travail et la nature du contrat

La perception d'une allocation semble affecter relativement peu le retour à l'emploi. Il convient toutefois d'aller plus loin dans l'analyse en examinant la présence d'un éventuel effet sur le type de l'emploi recouvré.

La prise en compte de la durée du travail est principalement destinée à apporter des informations sur la présence d'un éventuel effet « salaire de réservation ». Du strict point de vue de l'offre de travail, l'influence éventuelle de la perception du RMI sur la reprise d'emploi peut en effet transiter par les décisions de participation au marché du travail, effet qui ne peut être directement capturé avec les données de l'enquête emploi, par l'intensité de la recherche et aussi par les décisions d'acceptation ou de refus de certaines offres (effet « salaire de réservation »). Dans la mesure où les salaires horaires offerts à la population des éligibles sont vraisemblablement proche du minimum légal, si les décisions des demandeurs d'emploi vis à vis des offres qu'ils reçoivent obéissent simplement à des considérations moné-

taires immédiates cet effet salaire de réservation devrait se traduire par un rejet plus prononcé des offres d'emploi à temps partiel de la part des allocataires.

Il reste qu'en dépit de leur proximité, la population des allocataires peut ne pas être confrontée à la même structure des offres que l'ensemble des éligibles en raison en particulier des dispositifs d'aide à l'emploi centrés sur les personnes en difficultés et ouverts prioritairement aux bénéficiaires de minima sociaux. Il est alors possible que les effets observés résultent davantage de cette différenciation des offres que de la différenciation des comportements. L'estimation de la probabilité que l'emploi occupé soit un emploi aidé peut apporter des informations complémentaires sur cet aspect.

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 2 et 3. Ces probabilités ont été estimées conjointement avec le processus d'appartenance au dispositif. Déjà présentés, les résultats de cette estimation ne sont pas reproduits.

Parmi les caractéristiques individuelles, seuls le sexe et le diplôme exercent une influence significative sur la probabilité que l'emploi occupé soit à temps complet. Au sein des variables retraçant le parcours, seuls la durée de l'épisode de chômage et le temps écoulé depuis le dernier emploi affecte significativement – et négativement – la probabilité d'occuper un emploi à temps complet.

De manière générale, on ne peut pas mettre en évidence un mécanisme de « salaire de réservation » qui conduirait les bénéficiaires du RMI à rejeter plus fréquemment les offres d'emplois à temps partiel. La perception du RMI n'a un effet significatif que parmi les personnes isolées, et cette influence est alors négative sur la probabilité d'occuper un emploi à temps complet.

Il est envisageable que des phénomènes de discrimination positive expliquent en partie la faible influence observée par la perception d'une allocation à la fois sur la probabilité de retour à l'emploi et la probabilité que cet emploi soit à temps complet. La priorité accordée aux bénéficiaires du RMI dans l'accès à certaines catégories d'emplois aidés peut participer à ces mécanismes de discrimination positive.

Les résultats de l'estimation réalisée (tableau 3) ne mettent pas en évidence de tels mécanismes. Quelle que soit la structure démographique du ménage, la perception d'une allocation n'affecte jamais significativement la probabilité de bénéficier d'un emploi aidé. Cette probabilité est simplement moins importante pour les travailleurs âgés et les titulaires d'un CAP ou équivalent et un peu plus importante pour les chômeurs de longue durée.

Au vu des résultats obtenus, la perception d'une allocation ne semble pas conduire à un rejet des offres les moins rémunératrices. Cette faible influence des incitations monétaires immédiates va dans le sens d'observations effectuées dans d'autres travaux utilisant les données de l'enquête RMI. Lhommeau et Rioux (2001) montrent ainsi que plus de 40% des allocataires ayant retrouvé un emploi sont encore dans le dispositif RMI et majoritairement du fait d'un revenu d'activité inférieur au pla-

fond et non d'un passage par l'intéressement. Pour ces personnes, le gain monétaire immédiat est nul.

Tableau 2⁵

Probit bivarié (sur sous échantillon de ceux qui ont retrouvé un emploi)	Probabilité que l'emploi occupé soit à Temps complet	
Variables	Coefficient	Écart-Type
Constante	0.1673	0.4529
Homme	0.8984	0.1021
BEPC	0.2572	0.1031
CAP et plus	0.4547	0.1559
25 - 34 ans	-0.13079	0.3788
35 - 49 ans	-0.1031	0.3861
50 ans et plus	-0.2126	0.4221
Couple sans enfant	-0.1240	0.2018
Couple avec 1 enfant	-0.1738	0.1989
Couple avec 2 enfants ou plus	0.1248	0.14156
Célibataire	0.1160	0.16198
Famille monoparentale avec un enfant	-0.2162	0.2000
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0.0317	0.1984
Motif d'inscription : fin de CDD	-0.1689	0.1293
Licenciement Écon.	0.1150	0.1333
N'a jamais travaillé	-0.2622	0.2180
Expérience en emploi	-0.0250	0.0129
Célibataire ou enfant hébergé. percevant le RMI	-0.1393	0.3670
Famille monop avec enf. percevant le RMI	0.3045	0.4611
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	0.2086	0.3894
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	0.2475	0.4696
Perception d'une allocation Chômage	-	-
Épuisement d'une allocation Chômage	-	-
Ancienneté de chômage	-0.01348	0.00334
ρ	-0.2285	0.2056
Log. Vraisemblance	-998.13	

⁵ Les résultats sur la probabilité de perception du RMI pour cette sous-population n'ont pas été reproduits

Tableau 3⁶

Probit bivarié (sur sous échantillon de ceux qui ont retrouvé un emploi)	Probabilité que l'emploi occupé soit aidé	
Variables	Coefficient	Écart-Type
Constante	-0.9132	0.2572
Homme	-0.1339	0.1327
BEPC	-0.1134	0.1211
CAP et plus	-0.9437	0.3180
25 - 34 ans	-0.2338	0.1571
35 - 49 ans	-0.2241	0.1679
50 ans et plus	-0.5481	0.2672
Couple sans enfant	-0.0806	0.2676
Couple avec 1 enfant	0.1894	0.2365
Couple avec 2 enfants ou plus	-0.1646	0.1807
Célibataire	-0.4245	0.2203
Famille monoparentale avec un enfant	-0.0942	0.2357
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	-0.0365	0.2357
Motif d'inscription : fin de CDD	0.3053	0.1545
Licenciement Écon.	-0.1104	0.1593
N'a jamais travaillé	0.3830	0.2418
Expérience en emploi	0.0429	0.0147
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	-0.0459	0.1947
Famille monop avec enf. percevant le RMI	-0.1200	0.2295
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	-0.1419	0.2182
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	-0.2152	0.2258
Perception d'une allocation Chômage	-	-
Épuisement d'une allocation Chômage	-	-
Ancienneté de chômage	0.0096	0.0036
ρ	0.4201	0.2323
Log. Vraisemblance	-808.47	

⁶ Les résultats sur la probabilité de perception du RMI pour cette sous-population n'ont pas été reproduits.

Il est vraisemblable que les demandeurs d'emploi considèrent, à tort ou à raison, que l'occupation d'un emploi même à temps partiel modifie favorablement leurs perspectives d'insertion future sur le marché du travail ce qui les conduit à réduire leurs salaires de réservation.

Il est également frappant de constater qu'au sein des familles monoparentales les allocataires n'occupent pas plus fréquemment des emplois à temps complet. Cela va dans le sens des observations précédentes concernant l'influence négative observée au sein de cette population de la perception d'une allocation sur le retour à l'emploi qui relèverait davantage d'un retrait partiel du marché du travail que d'un rejet plus prononcé d'offres jugées financièrement peu satisfaisantes.

Conclusion

En dépit de l'importance du débat sur le niveau des minima sociaux et les risques de constitution de trappe à pauvreté résultant du manque d'incitation financière au retour à l'emploi pour les ménages bénéficiaires, les effets de la perception d'une allocation sur la trajectoire professionnelle sont empiriquement encore mal connus.

À partir des données collectées dans les Enquêtes Emploi, cet article se propose d'apporter des éléments d'informations sur ce point.

La démarche retenue consiste à constituer un échantillon d'individus satisfaisants, au moment de leur première interrogation, aux conditions de ressources nécessaire à l'obtention du RMI. Une fraction seulement des individus constituant cet échantillon d'éligibles sont allocataires de sorte qu'il est possible de constituer un groupe témoin nécessaire à l'identification d'un éventuel lien entre la perception d'une allocation et le retour à l'emploi en tenant en même temps compte du caractère endogène du recours au dispositif.

Dans leur ensemble, les résultats obtenus ne permettent pas de mettre à jour un effet salaire de réservation se traduisant par un retour à l'emploi plus laborieux en raison d'un rejet plus prononcé des offres. Si l'on considère la probabilité d'être en emploi deux années plus tard, l'influence de la perception d'une allocation n'est significative et négative qu'au sein des familles monoparentales et les différences d'incitation financière qui existent pour les allocataires en fonction de la configuration familiale ne se retrouvent pas dans la sortie vers l'emploi. De même, la probabilité d'accès à un emploi à temps partiel n'est pas significativement plus faible parmi les allocataires alors que c'est précisément le retour à un emploi à temps partiel qui risque d'être contrarié par les taux marginaux d'imposition dissuasifs.

On ne peut toutefois prétendre évaluer correctement les liens entre le RMI et la sortie vers l'emploi en ne considérant que la probabilité d'occupation ultérieure

d'un emploi. Des travaux complémentaires utilisant l'ensemble de l'information longitudinale disponible afin d'appréhender plus correctement le processus de sortie du chômage et ses liens éventuel avec le dispositif de protection sociale ont été réalisés et conduisent à des conclusions très similaires (Granier et Joutard 2002).

Ces résultats peuvent paraître contradictoires avec ceux obtenus dans d'autres études mettant en évidence l'importance des incitations financières dans l'accès à l'emploi (Laroque et Salanié (2000), Piketty (1998)). La contradiction pourrait bien n'être qu'apparente, les résultats obtenus ici complétant ceux des études antérieures sans vraiment s'y opposer. En effet, faute d'informations sur la perception d'une allocation pour les personnes inactives, notre étude, contrairement aux études citées, ne concerne que les individus à la recherche d'un emploi. En d'autres termes nos résultats n'apportent aucune information directe concernant l'influence de la perception d'une allocation sur les comportements de participation au marché du travail. Il est tout à fait envisageable que le dispositif RMI désincite à la participation au marché du travail sans pour autant freiner le retour à l'emploi des allocataires ayant conservé un comportement de recherche actif sur le marché du travail. Certains des résultats présentés dans ce chapitre vont dans cette direction. Il est ainsi frappant de constater que la perception d'une allocation ne semble affecter significativement et négativement le retour à l'emploi qu'au sein des familles monoparentales qui se distinguent également par un recours particulièrement fréquent au dispositif ce qui pourrait révéler un retrait au moins partiel du marché du travail.

Annexe

Estimation de la probabilité d'être en emploi 2 ans plus tard avec l'échantillon restreint

Le tableau A1 reprend l'estimation présentée dans le tableau 1 de la section 2 mais à partir, cette fois, d'un échantillon d'éligibles constitué en ne retenant que les individus ne percevant pas d'allocations chômage. Le manque d'informations fiables sur le montant exact des indemnités chômage constitue sans aucun doute une source importante d'erreurs de mesure conduisant à retenir dans l'échantillon d'éligibles des individus ne satisfaisant pas réellement aux conditions de ressources. L'utilisation de cet échantillon restreint peut présenter un autre avantage. À structure familiale identique le montant de la différentielle RMI dépend largement du montant des éventuelles indemnités chômage. Se restreindre à une sous population de chômeurs non indemnisés permet donc de travailler sur une population plus

homogène du point de vue de l'allocation perçue. Or, il est vraisemblable que les comportements dépendent tout autant du montant de l'allocation que du simple statut.

L'échantillon d'éligibles non indemnisés comprend 1918 individus. Parmi eux 674 sont allocataires du RMI soit 35%. L'augmentation du pourcentage d'allocataires est donc importante. Cette augmentation a vraisemblablement deux origines : D'une part l'élimination d'individus incorporés par erreur dans l'échantillon initial, d'autre part un recours peu fréquent au dispositif pour les chômeurs indemnisés satisfaisants aux conditions de ressources. 156 allocataires sont toutefois éliminés de l'échantillon d'éligibles.

Les résultats présentés dans le tableau A1 ne révèlent aucune différences marquées par rapport à ceux obtenus en utilisant l'échantillon complet.

Concernant l'appartenance au dispositif RMI, on constate que les couples sans enfant et les couples avec deux enfants ou plus ont maintenant une probabilité significativement plus faible d'appartenir au dispositif. La prise en compte d'un échantillon moins susceptible d'être entaché d'erreurs d'affectation ne modifie pas le résultat principal souligné dans le texte : L'appartenance au dispositif est particulièrement importante pour les familles monoparentales.

Concernant la probabilité d'être en emploi deux années après la première interrogation, la seule différence concerne l'influence du BEPC qui n'est plus significative. L'effet du RMI n'est pas modifié : il n'est significatif qu'au sein des familles monoparentales.

Au vu de cette très importante similitude des résultats obtenus, il semble que les erreurs de mesure commises lors de la constitution de l'échantillon d'éligibles ne sont pas sources de biais systématique.

Tableau 1

Probit bivarié	Probabilité d'occuper un emploi 2 ans après		Probabilité de perception du RMI	
Variables	Coefficient	Écart-Type	Coefficient	Écart-Type
Constante	−0.1606	0.1600	−0.6930	0.1164
Homme	0.1890	0.0734	0.2474	0.0671
DIPLOME - Réf. Sans diplôme				
BEPC	0.0985	0.0738	−0.1299	0.0734
CAP et plus	0.2689	0.1082	−0.1358	0.1126
AGE - Réf. : moins de 25 ans				
25 - 34 ans	−0.0959	0.0875	−0.0150	0.0873
35 - 49 ans	−0.1292	0.0989	−0.1353	0.0963
50 ans et plus	−0.6801	0.1260	−0.5048	0.1105
SITUATION FAMILIALE - Réf : Enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile				
Couple sans enfant	−0.0631	0.1372	−0.2782	0.1142
Couple avec 1 enfant	−0.0125	0.1322	0.0735	0.1179
Couple avec 2 enfants ou plus	−0.0579	0.1141	−0.1945	0.0937
Célibataire	−0.0701	0.1093	0.1357	0.1030
Famille monoparentale avec un enfant	0.3614	0.1701	0.4157	0.1423
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0.3181	0.1513	−0.1317	0.1301
MOTIF D'ENTRÉE AU CHOMAGE - Réf : autres motifs				
Motif d'inscription : fin de CDD	−0.0571	0.0839	0.0175	0.0811
Licenciement Écon.	0.0672	0.0832	−0.3334	0.0815
N'a jamais travaillé				
Expérience en emploi	−0.1126	0.1314	0.1736	0.1175
STATUT FAMILIAL croisé avec le RMI - Réf. : ne perçoit pas le Rmi				
Célibataire ou enfant hébergé. percevant le RMI	−0.2322	0.1837	-	-
Famille monop avec enf. percevant le RMI	−0.4188	0.1962	-	-
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	−0.2414	0.1900	-	-
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	−0.0641	0.2118	-	-
Épuisement d'une allocation Chômage	-	-	0.5240	0.0690
Ancienneté de chômage	−0.0074	0.0027	0.0102	0.0015
ρ	0.2249	0.2274		
Log. Vraisemblance			−2317.690	

Références

- Bingley, P. et I. Walker (1997), "The Labour supply, unemployment and participation of lone mothers in in-work transfer programmes", *The Economic Journal*, 107, pp. 1375-1390.
- CERC (2001) : *Accès à l'emploi et protection sociale*, Rapport n°1, La documentation française.
- Granier, P. et X. Joutard (1999), « L'Activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage », *Économie et Statistique*, 321/322, pp. 133-149.
- Granier, P. et X. Joutard (2002), « Le Rmi et la sortie vers l'emploi : estimation d'un modèle de durée », *Économie et Statistique*, 357/358, pp. 23-43.
- Laroque, G. et B. Salanie (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, 328, pp. 3-19.
- Lhommeau, B. et L. Rioux (2001) *L'insertion professionnelle des allocataires du RMI*, 8^{ème} journées d'études CEREQ-LASMAS.
- Mc Call, B. (1996), "Unemployment insurance rules, joblessness, and part-time work", *Econometrica*, 64, pp. 647-682.
- Piketty, T. (1998), « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, 132-133, pp. 1-36.
- Ruggiero, M. (1992), « Ancienneté au chômage et principaux facteurs associés », *Économie et Prévision*, 105, pp. 35-53.
- Zoyem, J.P. (1999) « Les contrats d'insertion du RMI des effets contrastés sur la sortie du RMI », Insee première 679.

— |

| —

— |

| —